

人民币升值预期与中国房地产价格变动的实证研究

谭小芬¹, 林木材²

(1. 中央财经大学 金融学院, 北京 100081; 2. 厦门大学 王亚南经济研究院, 福建 厦门 361005)

摘要: 从短期来看, 热钱流入对房价的影响可以分解为“资本流动效应”和“流动性效应”。从长期来看, 人民币升值预期还会通过巴拉萨-萨缪尔森效应、财富效应等“结构性效应”影响房地产价格。本文通过 HP 滤波、基于 VAR 模型的格兰杰因果检验和协整检验讨论了以上人民币升值预期影响房地产价格的效应, 结果发现: (1) 人民币升值预期引起了热钱流入, 但是热钱流入的“资本流动效应”并不明显, 即热钱流入房地产部门并不能在短期内显著影响房价; (2) 热钱流入引发的“流动性效应”, 在短期内能够影响房地产价格波动; (3) 人民币升值预期会通过“结构性效应”中的财富效用渠道对房地产价格产生长期性影响, 但是“结构性”效应中的巴拉萨-萨缪尔森效应并不明显。

关键词: 人民币升值预期; 房地产价格; HP 滤波; 格兰杰因果检验; 协整检验

中图分类号: F822.2 文献标识码: A 文章编号: 1002-9753(2013)08-0055-12

The Empirical Analysis of RMB Appreciation Expectation and Chinese Housing Prices

TAN Xiao-fen¹, LIN Mu-cai²

(1. School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China;

2. The Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: Traditional literature on the impact of RMB appreciation on housing prices has mainly focused on the impact of hot money on housing prices. However, RMB appreciation can affect housing prices in many ways. In the short term, hot money may drive up housing prices through the channel of “capital inflow” effect and “liquidity” effect. In the long term, “structural” effects such as Balassa-Samuelson effect and wealth effect are likely to connect the RMB appreciation and housing prices. This paper employs empirical methods to investigate the three effects and the results indicate that hot money cannot affect housing prices prominently, but liquidity caused by hot money lead to higher volatility of housing prices. In addition, empirical results support the long-term “structural” effects between RMB appreciation and housing prices.

Key words: RMB appreciation; Chinese housing prices; Hodrick-Prescott filter; Granger causality test; Co-integration test

收稿日期: 2013-03-06 修回日期: 2013-06-07

基金项目: 国家自然科学基金应急项目“欧洲主权债务危机的影响及对策研究”(71241017)、国家社会科学基金一般项目(12BGJ042)、2012 年教育部新世纪优秀人才支持计划和中央财经大学青年科研创新团队“系统性金融风险的识别、度量与管理”资助项目。

作者简介: 谭小芬(1978-), 男, 江西萍乡人, 中央财经大学金融学院副教授, 研究方向: 货币政策。

一、引言

自 2005 年人民币汇率形成机制改革以来,人民币汇率持续缓慢地爬升,使市场上形成了强烈的、可预测的升值预期。人民币升值诱发了大量热钱流入,推动中国外汇储备快速攀升,由此引发的外汇占款增加极大地影响了央行货币政策的独立性。虽然外汇储备的增长部分来自于贸易顺差和外商直接投资流入,但是人民币升值预期引发的热钱因素成为关注的焦点。另一方面,人民币升值预期也伴随着我国房地产等资产价格的持续上涨。人民币升值预期和房价上涨并行,引起了学者们对人民币升值预期条件下热钱流入触发房地产泡沫的担忧。

通常来说,人民币升值预期与房地产价格之间的相互影响渠道有以下三个方面:一是人民币升值预期一旦形成,必然会吸引投机性资金流入房地产市场,推动房价的上升。从中国实际经济运行来看,受人民币升值预期的影响,大量热钱通过虚假贸易、投资和地下通道等方式流入中国,使得人民银行被动投放基础货币,直接导致国内的流动性泛滥,助推房价上涨;二是人民币升值全面提升国内资产的价值,升值预期触发国内资产价格上涨预期,提高国际投资者对中国资产的风险偏好,推动中国房地产价格的上升;三是房地产属于典型的非贸易品,根据巴拉萨-萨缪尔森效应,房价上升导致实际汇率的变化,在固定汇率制作用下诱发人民币升值预期。需要注意的是,前两条渠道的作用机制是人民币升值预期引起房地产价格上涨,而第三条渠道的作用方向是房价上涨诱发人民币升值预期。在现实中,究竟哪一种作用机制占主导地位,需要结合中国的数据进行实证检验加以判断。

有关人民币升值预期与房价关系的研究,主要集中于人民币升值预期引起的热钱流入对房价的短期影响。然而,升值预期与房价之间的影响机制存在多条渠道,热钱流入引起房价上涨并非完全代表了人民币升值预期与房价之间的全部关系。首先,人民币升值预期会对房价产生长期性影响。在长期内,人民币升值预期会通过巴拉萨-

萨缪尔森效应、财富效应等“结构性”渠道影响房地产价格。这一点恰恰是学者们在分析人民币升值预期与房价的关系时容易忽略的。其次,人民币升值预期引起的热钱流入作为影响房价的短期因素,可以进一步分解为两个渠道:“资本流动效应”渠道和“流动性效应”渠道,前者是指通过直接的热钱流入影响房价;后者是指人民币升值预期导致热钱流入,人民银行为稳定人民币汇率而被动增加外汇占款,进而通过货币乘数的作用使国内流动性扩张,间接影响房价。针对热钱流入所造成的流动性,央行在大部分时间内都会通过对冲操作来减少其对国内经济的影响。从这一点来看,“流动性效应”是央行货币政策所考虑的因素之一。而针对“资本流动效应”,国内尚缺乏有效的应对之策。之所以将这两个渠道进行区分,是因为这两种传导渠道有效性的差异会得出不同的政策建议:如果“资本流动效应”对房价的影响更显著,则政策重点是对热钱的流向进行关注;如果“流动性效应”对房地产价格的影响更显著,则政策着力点是加强对热钱流入的冲销操作。

本文试图对上述问题进行全面、深入的探讨。论文的结构安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是人民币升值预期与房价的相互影响机制和渠道;第四部分运用中国数据,实证分析人民币升值预期对房价的短期和长期效应;最后是结论和政策建议。

二、文献综述

凯恩斯和爱因齐格提出的著名的利率平价理论是早期研究汇率与资产价格关系的有关理论;Dornbusch 和 Fischer(1980)建立的汇率与资产价格关系的流量导向模型引入了预期的概念,在宏观层面回答了汇率决定的问题,同时也从微观层面提出汇率对资产价格具有反作用。以上两个模型从理论上探讨了汇率与资产价格之间的关系^[1]。过去二十年里,实际汇率作为决定房价的变量之一,经常出现在有关房价的国外研究文献中^[2-4],但是直接针对汇率和房地产价格的研究并不多见,更多的是基于汇率失衡导致热钱流入而催生房地产价格泡沫及其它资产泡沫的研究。如

Guo 和 Huang(2009) 运用 Markov 区制转换 VAR 模型研究热钱流入与中国股价和房地产价格之间的关系,认为热钱流入不仅推高了房地产价格,而且加剧了房地产价格的波动性^[5]; Kim 和 Singal(2000) 认为,国际投机资本的流动和利率、货币升值预期以及预期的资产回报率之间存在紧密的联系^[6]。这些文献从流动性角度解释了房地产价格的变化,但是并没有触及宏观经济中的结构性影响因素。而在长期中,宏观经济中驱动贸易品与非贸易品相对价格变动的因素同样深刻影响着房价的变动,而贸易品与非贸易品相对价格的变动进一步导致了实际有效汇率的变动^[7]。Grimes 等(2000) 的研究认为,新西兰实际有效汇率与房地产价格之间存在着周期性的联动关系^[8]。

从国内研究现状来看,学者们主要针对热钱流入渠道探讨人民币升值预期与房价之间的关系。朱孟楠、刘林(2010) 采用 VAR 模型实证分析了 2005 年汇改以来我国短期国际资本流动、汇率、股价和房价之间的动态关系,认为短期国际资本流入会导致人民币汇率升值和市场对人民币的升值预期,还会导致股价和房价上涨^[9]。随后,他们(2011) 又采用 Markov 区制转换 VAR 模型实证分析了我国汇改后人民币汇率和我国房地产价格之间的关系,结果表明人民币汇率和房地产价格之间存在协整关系,且表现出较强的非线性关系^[10]。杜敏杰、刘霞辉(2007) 从房地产价格的现值理论入手,建立了房地产价格变动与汇率变动之间的数量模型,结果表明汇率的小幅变动可以通过久期杠杆使房地产价格发生大幅度变化^[11]。张屹山等(2011) 利用 HP 滤波方法将房地产价格分解成趋势成分和波动成分,分别考察与热钱流入的关系,研究表明房地产价格上涨的趋势引起热钱流入,而热钱流入引起房地产价格上涨的波动^[12]。然而,关于热钱流入导致的房地产价格上升,现有文献并没有根据货币供给的渠道进行详细的研究,即没有对“资本流动效应”和“流动性效应”进行区分。

同时,人民币升值预期通过财富效应和巴拉萨-萨缪尔森效应,会对房价产生长期影响,我们称

之为“结构性效应”。从现有国内文献来看,有关人民币升值预期与房地产价格长期关系的研究很少。张斌(2010) 在分析人民币升值预期与短期资本流动及其影响时,也指出人民币升值预期通过资本市场上的价值重估效应影响宏观经济运行的渠道在传统宏观经济学中关注不多^[13]。这个渠道的基本机制是:人民币升值预期→广泛的相对价格变化预期(全社会贸易品/非贸易品相对价格变化预期)→资产价格重估→价格(商品和资产价格)上涨和经济过热,但是张斌(2010) 没有对该渠道进行实证检验^[13]。刘建江、匡树岑(2011) 认为人民币升值预期通过物价变动效应、资产选择效应、收入预期效应、资产重估效应和投资变动效应来影响居民收入和消费信心,进而影响消费,分析了人民币升值预期对房价的间接影响机制,但并未就人民币升值预期的财富效应进行实证分析^[14]。王爱俭等(2007) 从供给和需求角度出发,探讨了人民币汇率与房价之间的关系,认为房价高涨与人民币升值压力之间的关系表现为一种价格的错位来应对另一种错位的价格,在部分缓解人民币升值压力的同时却进一步扭曲了资源的配置^[15]。

可以看出,目前国内对人民币升值预期与房价之间的研究主要集中在热钱流入渠道,这一渠道主要体现人民币升值预期对房地产价格的短期影响,且热钱流入影响房地产价格包含着“资本流动效应”和“流动性效应”,现有的研究并未将两种效应分开考虑。同时,人民币升值预期的“结构性效应”尚未得到充分关注和重视。本文利用 HP 滤波,将房价分解为趋势成分(衡量房价长期走势)和波动成分(衡量房价短期波动),基于 VAR 模型,运用格兰杰因果检验和协整检验,分析人民币升值预期对房地产价格的短期和长期影响。

三、理论分析

(一) 短期效应的均衡模型分析

张斌^[16] (2012) 等在 Bernanke 和 Blinder^[17] (1989) 建立的 CC-LM 模型基础上根据我国国情建立了联立市场均衡模型以分析货币升值预期冲击的影响。该模型通过内生货币乘数、外生化

基础货币供给,将信贷市场纳入到货币供给方程中,探讨了汇率升值预期对风险资产价格的影响。在实际的模型分析中,将基础货币供给外生化忽略了人民币升值预期下热钱流入导致的基础货币投放。因此,本文通过内生基础货币投放对这一模型进行拓展,建立联立市场均衡模型,分析人民币升值预期对房地产价格的影响。

1. 货币和资产市场均衡

假设居民部门以两种主要的资产作为财富的贮藏方式:一是货币,包括银行活期和定期存款,这里等同于广义货币 M2,属于无风险资产;二是以股票和房地产为代表的风险资产。

货币需求用公式(1)表示如下:

$$M^d = M^d \left[Y, \bar{\gamma}, \frac{A^e}{P}, \overline{RP} \right] \quad (1)$$

$$\frac{\partial M^d}{\partial Y} > 0, \frac{\partial M^d}{\partial \bar{\gamma}} > 0, \frac{\partial M^d}{\partial \frac{A^e}{P}} < 0, \frac{\partial M^d}{\partial \overline{RP}} < 0$$

其中, M^d 代表货币需求, Y 代表收入, $\bar{\gamma}$ 代表无风险资产收益率,即持有银行存款的货币利息率, $\frac{A^e}{P}$ 代表风险资产预期收益率, A^e 代表风险资产预期收益, P 代表风险资产价格, \overline{RP} 代表风险偏好。上划线代表模型中的外生变量。

居民出于交易需求和投机需求持有货币。交易需求取决于收入,收入越高交易需求越高。投机性需求取决于银行存款利率、风险资产预期收益率和社会风险偏好。银行存款利率提高,对货币需求也相应提高。风险资产预期收益率提高,对货币需求减少。风险偏好提高,对具有无风险性质的货币资产需求减少。

货币供给取决于两方面因素,一是人民银行的基础货币发行;二是货币乘数。我们可以用公式(3)表示货币供给:

$$M^S = R \left(H(A^e), \bar{\gamma} \right) * m \quad (2)$$

$$\text{其中 } m = \left(\frac{1}{e(1-\tau) + \tau} \right) L/M = L/M(e) \quad \frac{\partial R}{\partial H} > 0, \frac{\partial H}{\partial A^e} > 0, \frac{\partial R}{\partial \bar{\gamma}} < 0, \frac{\partial L/M}{\partial e} < 0$$

M^S 表示货币供给, R 表示人民银行投放的基

础货币, H 表示热钱流入数量, $\bar{\gamma}$ 表示人民银行的对冲操作, m 表示货币乘数, e 表示超额准备金率, τ 表示法定准备金率, L/M 表示存贷比, L 表示银行发放的贷款, M 表示银行存款。同样,上划线表示模型中的外生变量。

从 2003 年开始,外汇占款成为我国人民银行发行基础货币的主要方式,而热钱的流入是影响外汇占款增加的重要因素,而且国内风险资产升值预期越大,热钱流入规模越大。另外,人民银行的对冲操作是影响基础货币的另一因素。金融危机爆发前,人民银行通过发行央票或上调存款准备金率对冲了约 70% 的外汇流入^[18]。央行的对冲操作幅度越大,则货币供应量越小。公式中,货币乘数 m 由法定准备金率和超额准备金率决定。另外,由于将法定存款准备金率视为外生,因此,银行的存贷比反向决定了超额准备金率。

公式(3)可写成

$$M^S = R \left(H(A^e), \bar{\gamma} \right) * m \left(L/M, \bar{\tau} \right) \quad (3)$$

在信贷市场中,银行的信贷供给取决于银行的可贷资金以及可贷资金用于贷款的比例。可贷资金可表示为 $(1-\tau)M - B(\bar{\gamma})$, 其中 $B(\bar{\gamma})$ 表示央行票据,由央行的对冲操作决定。可贷资金可分配于贷款和超额准备金。在考虑可贷资金用于贷款的比例时,假定该比例由贷款利率和超额存款准备金利率的差额以及风险资产价格决定,因为超额存款准备金利率由央行决定,所以这里只考虑贷款利率。用公式将银行的贷款供给表示为:

$$L^S = \pi(i_l, P) \left[(1-\tau)M - B(\bar{\gamma}) \right] \quad (4)$$

$$\text{其中 } \frac{\partial \pi}{\partial i_l} > 0, \frac{\partial \pi}{\partial P} > 0$$

公式中, $\pi(i_l, P)$ 表示可贷资金中用于贷款的比例,该比例由贷款利率和风险资产价格决定。另外,贷款需求由贷款利率决定,即

$$L^d = L^d(i_l) \quad (5)$$

$$\text{其中 } \frac{\partial L^d}{\partial i_l} < 0$$

贷款市场均衡的情况下有:

$$\pi(i_l, P) \left[(1-\tau)M - B(\bar{\gamma}) \right] = L^d(i_l) = L \quad (6)$$

因此,贷款市场均衡条件下,存贷比可表示为:

$$L/M = \pi(i_l, P) \left[(1 - \tau) - \frac{B(\bar{\gamma})}{M} \right] \quad (7)$$

由公式(6)可知在市场均衡状态下,贷款利率可写成风险资产的价格,即 $i_l = i_l(P)$, 且 $\frac{\partial i_l}{\partial P} < 0$, 所以存贷比可写成:

$$L/M = \pi(P) \left[(1 - \tau) - B(\bar{\gamma})/M \right] \quad (8)$$

当风险资产价格上升时,信贷市场均衡使得信贷利率下降。由信贷需求公式可知,均衡状态下,信贷量随着风险资产价格的上升而上升。因此,在公式(8)中 $\frac{\partial \pi}{\partial P} > 0$ 。

将公式(8)代入公式(3)可得到:

$$M^S = R(H(A^e, \bar{\gamma}) * m(P, \bar{\pi}, B(\bar{\gamma}))) \quad (9)$$

其中 $\frac{\partial m}{\partial P} > 0$

根据上述货币供求的描述,令货币需求等于货币供给,货币市场均衡可表述为:

$$M^d \left[Y, \bar{\gamma}, \frac{A^e}{P}, \bar{RP} \right] = R(H(A^e, \bar{\gamma}) * m(P, \bar{\pi}, B(\bar{\gamma}))) \quad (10)$$

在货币市场均衡的条件下,我们可以得出产出(Y)与风险资产价格(P)的关系式。但是,从符号上我们无法判断两者之间的关系。风险资产价格上升使货币供给增加,同时也使资产预期收益率下降,这导致货币需求增加。因此,Y与P之间的关系取决于风险资产价格对货币供给和货币需求哪一项的影响更大。从实证角度我们很难观测,但是,张斌(2012)根据对现实的考虑,认为风险资产价格对货币供给的影响小于对货币需求的影响。可以从反证法考虑这个问题,当风险资产价格上升导致货币需求的增加小于货币供给的增加时,在存款利率固定的情况下,为了使货币市场恢复均衡,必须使收入增加以增加货币需求。这意味着更多的货币转向实体经济。但是,我们可以观察到的普遍现象是资金从实体经济转向货币或资本市场。这间接证明了风险资产价格上升导致货币市场需求大于供给。因此,我们可以认为在货币和资本市场中,收入和风险资产的价格是反向关系。表现在Y为纵轴、P为横轴的坐标体系

中,Y和P的函数关系为一条向右下方倾斜的曲线,我们定义为MA曲线。

2. 商品和信贷市场均衡

商品和信贷市场的描述类似于传统的IS曲线中的商品市场,不同之处在于,投资由风险资产价格决定,其背后的原理为信贷市场的不完全理论和托宾Q理论:一方面,风险资产价格的上升导致可抵押物价格的上升,从而使银行的贷款利率下降,则投资需求上升;另一方面,根据托宾Q理论,资产价格大于资产的重置成本时,投资需求上升。因此,风险资产价格上升导致投资需求上升。另外,假设政府支出(G)和净出口(EX)为外生变量。有关商品和信贷市场的描述可由以下公式描述:

$$Y = C(Y) + I(i_l(P), P) + \bar{G} + \bar{EX} \quad (11)$$

根据上述公式,当P上升时,投资需求增加,在商品市场和信贷市场均衡的条件下,Y上升。在坐标系中,Y和P的函数关系为一条向左下方倾斜的曲线,我们定义为CC线。

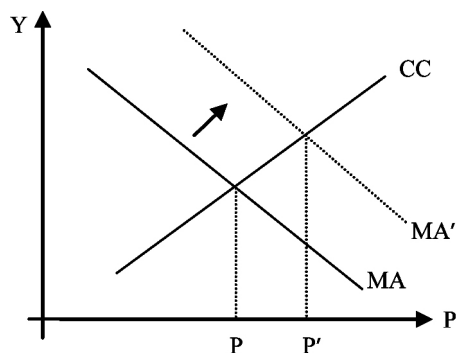


图1 联立市场均衡模型

3. 联立市场均衡

根据货币和资产市场以及商品和信贷市场的均衡条件,我们可以在产出Y和风险资产价格P组成的坐标系内表示市场均衡。如图1所示。

4. 人民币升值预期短期传导机制的理论分析

区别于张斌(2012)所建立的联立市场模型,本文所建立的模型将汇率预期纳入到货币供给的决定公式中。在固定汇率制度下,央行通过发行货币平抑热钱流入导致的人民币升值压力,若此时央行未进行充分的对冲操作,导致货币供给上升。在资产市场上,风险资产价格上升使货币需

求上升,从而使货币市场达到均衡。同时,风险资产价格的上升导致投资增加,产出也随之提高。在代表联立市场均衡的坐标系中。人民币升值预期使 MA 曲线向上移动。新的 MA 曲线 MA 与 CC 曲线相交在新的均衡点。在新的均衡点,风险资产价格和产出均上升。

在利用上述模型分析人民币升值预期的短期效应时,我们可以把短期效应分为两个层次。其一,由于人民币出现升值预期,国际流动资本为了寻求资本收益而流入我国。当这部分流动性进入房地产市场时,短期将推高房地产价格,即为本文所述的“资本流动效应”。在模型中,“资本流动效应”反映在:即使央行进行了充分的对冲操作,在风险资产价格出现升值预期的条件下,为了使货币和资产市场达到均衡,风险资产价格只能上升才能使货币需求保持不变。其二,如果央行未进行充分的对冲操作,货币供给的增加将进一步推高房地产价格。货币供给的增加一方面体现在基础货币的增加,另一方面则体现在随着房地产价格上涨而扩大的银行存贷比。该渠道的短期效应即为本文所述的“流动性效应”。在模型中,“流动性流动效应”反映在:人民币升值预期导致热钱流入,在央行未进行充分的对冲操作情况下,基础货币供给增加,同时由于风险资产价格上升,银行提高存贷比进而导致货币乘数扩大,进一步提高货币总供给。为使货币和资产市场达到均衡,风险资产价格必须上升使货币需求上升,达到供需相等。

(二) 长期效应的理论分析

1. 财富效应

财富效应的早期解释,源自英国经济学家庇古的分析。庇古认为,当居民持有的货币及其它金融资产的实际价值增加时,人们的财富便会增加,于是引致消费支出的增加,进一步增加经济体系中消费品的生产和就业,促使经济体系重新恢复平衡。《新帕尔格雷夫经济学大辞典》(1996 年版)进一步明确了财富效应的含义,即货币余额的变化,假如其它条件相同,将会在总消费开支方面引起变动。

在宏观经济分析框架中,房地产作为一种耐用消费品,是居民消费支出的一部分。当人民币升值预期长期存在时,人们预期手中持有的货币资产所代表的财富值会增加。这里,货币资产财富值的增加主要体现在贸易品和非贸易品相对价格的变化。房地产消费只能由本国提供,不能借外国的房子住,所以房地产属于非贸易品。当预期人民币升值时,居民会进一步预期进口商品的价格下降。假设一价定律成立,国内相同的贸易品价格也预期会下降。因此货币资产的实际购买力也会随着人民币升值预期而提高。根据持久收入理论,当这种收入的增加是持久性时,居民会选择增加消费支出,而且不是只增加贸易品的消费支出,而是在提高贸易品支出的同时,把多出的一部分购买力用于房地产消费,房价也会因此上涨。

2. 巴拉萨-萨缪尔森效应

巴拉萨-萨缪尔森效应的基本逻辑如下:由于贸易品部门的劳动生产率提升,贸易品部门工资水平提高。假设劳动力市场是完全竞争的,非贸易品部门工资也跟随贸易品部门工资上升,导致非贸易品部门的产品价格上升。在小国假定下,本国贸易品部门的商品价格由国际市场决定,因此贸易品价格不会受到该部门劳动生产率和工资水平的影响。结果,非贸易品价格相对于贸易品价格上升,导致实际汇率升值。可以看出,一国实际汇率的升值,伴随着非贸易品相对贸易品价格的上升。

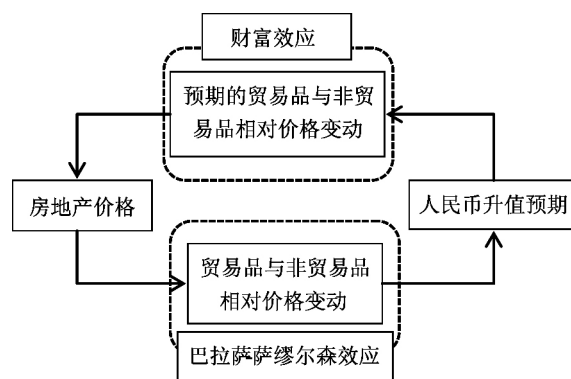


图2 “结构性效应”传导图

从我国的情况来看,我国贸易品部门的相对生产率进步已经持续较长时间,人民币存在着长

时间的升值压力。但是政府采取的干预手段阻碍了人民币的升值步伐和幅度,人民币的升值预期持续了较长时间。从巴拉萨-萨缪尔森效应的角度来看,房地产部门作为一个非贸易品部门,其价格与人民币升值预期存在着联动关系。从现阶段的研究来看,巴拉萨-萨缪尔森效应在中国是否存在,强度如何,目前尚无定论。因此,基于巴拉萨-萨缪尔森效应得出的房地产价格与人民币升值预期之间的联动关系需要通过实证进一步检验。

从上述长期效应的理论分析来看,不管是财富效应还是巴拉萨-萨缪尔森效应,房地产价格与人民币升值预期之间的关系是基于贸易品和非贸易品相对价格变动来实现的,而且财富效应中持久性收入预期的形成以及巴拉萨-萨缪尔森效应中非贸易品价格的调整均是长期的。因此,本文通过“结构性效应”来概括长期效应中的财富效应和巴拉萨-萨缪尔森效应。虽然同为“结构性效应”,但是这两种渠道的作用方向存在根本性的区别:在财富效应的作用下,人民币升值预期导致房地产价格变动;在巴拉萨-萨缪尔森效应的作用下,则是房地产价格变动导致人民币升值预期。

四、数据处理与实证研究

(一) 数据描述

考虑到2005年7月人民币汇率形成机制改革,同时为排除2010年国家房地产宏观调控的显著影响(2010年2月之后,房价受宏观调控的影响明显,房价开始下跌)以及考虑数据样本的充分性,我们选择2005年7月-2010年2月期间的月度数据进行研究。我们选取房地产销售价格指数表示房价,用(房地产销售价格指数-100)/100表示房价的增长,用H表示;人民币兑美元的期末汇率与1年期人民币NDF标价之差表示人民币升值预期,用EX表示。

从人民币升值预期与房价的增长走势来看(见图3),二者长期内存在明显的关联。2007年房价一路上涨,到2007年年底达到顶峰。2008年开始,受美国次贷危机的影响,房价由涨转跌,与此同时人民币升值预期也从2007年底的顶峰急剧下跌并先于房价到达谷底。2008年11月,国家实

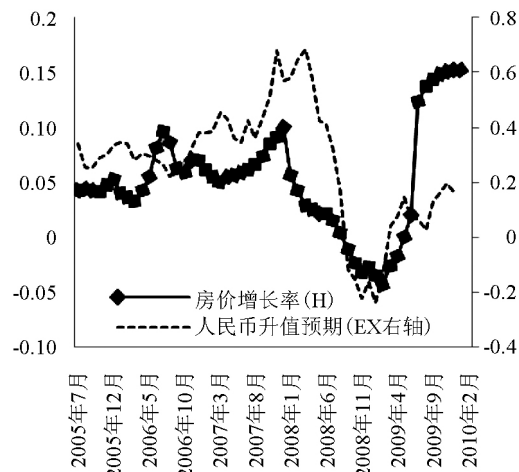


图3 人民币升值预期与房价增长率

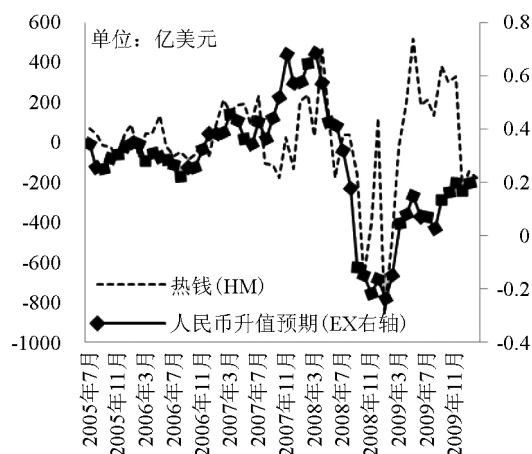


图4 热钱流动与人民币升值预期

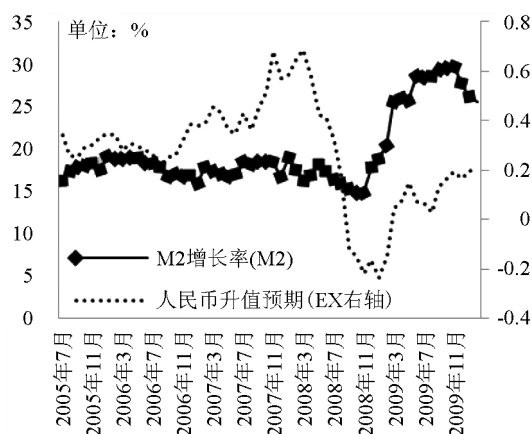


图5 M2 同比增速与人民币升值预期

施4万亿财政刺激计划,房价在2009年初开始迅速回升,并在2009年底回到顶峰。而2009年经济转暖,人民币升值预期快速升温,并先于房价达到

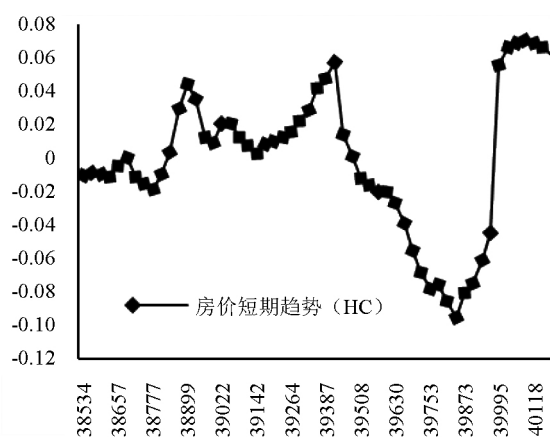


图6 房价短期波动趋势

顶峰,此后一直保持稳定的小幅波动状态。

考虑热钱渠道对房地产价格的影响,我们选取热钱流动规模,用 HM 表示。理论上讲,除了人民币升值预期之外,热钱流动的方向和规模受国内外利差的影响,由于国内外利差对热钱流动的影响不大^[18],我们把国内外利差排除在外。热钱规模的测算使用热钱 = 外汇储备增量 - (FDI + 当月贸易顺差) 的方法来衡量。从测算结果来看,尽管热钱流动存在很大的波动,但是从趋势上看,热钱在 2008 年和 2009 年房屋销售价格出现谷底的时候是流出的,之后热钱的流入又领先于房屋销售价格的上升。同时,热钱流动与人民币升值预期具有很强的同步性(见图 4)。另外,我们选取 M2 的同比增速表示影响房价的货币因素,反映热钱流入引起的流动性扩张,用 M2 表示(见图 5)。为研究人民币升值预期对房价的短期影响,我们利用 HP 滤波方法从房价中分解出短期波动趋势(cycle),记为 HC(见图 6)。以上数据均来自 Bloomberg 数据库,所有结果均是在 Eviews6.0 环境下进行实证检验后获得。

(二) 数据平稳性检验

本文采用 ADF 方法对数据进行平稳性检验,检验结果如表 1 所示。从单位根检验结果来看, HM 是平稳的, H、HC、EX 和 M2 是不平稳的,但是 H、HC、EX 和 M2 经过一阶差分之后是平稳的,即原序列是一阶单整的,分别用 ΔH 、 ΔHC 、 ΔEX 和 $\Delta M2$ 表示,其中 Δ 表示差分。

表1 时间序列的平稳性检验

时间序列		t 统计量	概率	ADF 检验结果
H	水平值	-2.126823	0.2352	不能拒绝原假设
	一阶差分	-4.871982	0.0002***	拒绝原假设
HC	水平值	-1.941356	0.3114	不能拒绝原假设
	一阶差分	-5.180461	0.0001***	拒绝原假设
EX	水平值	-1.389826	0.5813	不能拒绝原假设
	一阶差分	-6.449396	0.0000***	拒绝原假设
M2	水平值	-0.764424	0.8210	不能拒绝原假设
	一阶差分	-6.630848	0.0001***	拒绝原假设
HM	水平值	-5.180957	拒绝原假设	

注:***表示 1% 的显著性水平,**表示 5% 的显著性水平,*表示 10% 的显著性水平,下同。

(三) 短期效应分析: 资本流动效应和流动性效应

人民币升值预期对房价的短期效用主要来自两个渠道:(1)“资本流动效应”,即流入的热钱投入到房地产市场,造成房地产价格上涨;(2)“流动性效应”,即人民银行购汇投放高能货币,通过货币乘数进一步创造流动性,引起房价上涨。在分析“资本流动效应”时,我们利用房价短期波动趋势、人民币升值预期和热钱建立 VAR 模型,并进行格兰杰因果检验。然后,在这一 VAR 模型的基础上,加入 M2 同比增长率,分析“流动性效应”。

1. “资本流动”效应的格兰杰因果检验

由于 HC 和 EX 为一阶单整,我们对这两个时间序列做一阶差分得出平稳序列,用 ΔHC 和 ΔEX 表示。根据 Eviews6.0 提供的滞后阶数判断标准,我们得出模型的最佳滞后阶数为 2 阶。由此,我们利用 HM、 ΔHC 和 ΔEX 建立如下结构的 VAR(2) 模型:

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^2 Y_{t-i} + \sum_{i=2}^2 Y_{t-i} + u_t$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, T$$

变量和参数矩阵为:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \Delta(HC)_t \\ \Delta(EX)_t \\ (HM)_t \end{bmatrix}, \quad \rho = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix}$$

$$\Pi_j = \begin{bmatrix} \pi_{11j} & \pi_{12j} & \pi_{13j} \\ \pi_{21j} & \pi_{22j} & \pi_{23j} \\ \pi_{31j} & \pi_{32j} & \pi_{33j} \end{bmatrix} \quad j=1, 2, \quad \mu_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix}$$

其中, $t=1, 2, 3, \dots, T$ 。T 是样本个数。 u_t 为

三维扰动向量。

基于 VAR(2) 模型检验房价上涨、人民币升值和热钱流入之间是否有显著的格兰杰因果关系, 检验结果如表 2 所示:

表 2 基于 VAR(2) 模型的 Granger 非因果性检验结果

	原假设	χ^2 统计量	自由度	P 值
升值预期方程	房价短期波动不是人民币升值预期的格兰杰原因	3.048661	2	0.2178
	热钱流入不是人民币升值预期的格兰杰原因	7.826526	2	0.0200**
	房价短期波动和热钱流入不同是人民币升值预期的格兰杰原因	10.46411	4	0.0333**
房价短期波动趋势方程	人民币升值预期不是房价短期波动的格兰杰原因	1.084724	2	0.5814
	热钱流入不是房价短期波动的格兰杰原因	1.478347	2	0.4775
	人民币升值预期和热钱流入不同是房价短期波动的格兰杰原因	2.370951	4	0.6679
热钱方程	人民币升值预期不是热钱流入的格兰杰原因	9.133085	2	0.0104**
	房价短期波动不是热钱流入的格兰杰原因	2.443756	2	0.2947
	人民币升值预期和房价短期波动不同是热钱流入的格兰杰原因	12.40596	4	0.0146**

从基于 VAR(2) 的格兰杰因果检验结果来看: 人民币升值预期是热钱流入的格兰杰原因, 房价短期波动不是热钱流入的格兰杰原因, 人民币升值预期和房价短期波动二者的共同作用是热钱流入的格兰杰原因; 人民币升值预期和热钱流入均不是房价短期波动趋势的格兰杰原因。格兰杰因果检验的结果并不支持人民币升值预期的“资本流动效应”。另外, 人民币升值预期会导致热钱流入符合我们前面理论分析的假设, 即风险资产升值预期导致热钱流入, 这表明我们的理论假设是合理的。而房价的短期波动并不会导致热钱流入, 这一点和张屹山等(2011)研究结论一致。实证检验不支持“资本流动效应”的原因可能是, 热钱虽然流入房地产市场, 但是热钱流入量与全国房地产价值总量存在量级上的差别。另外, 热钱主要流入北京、上海等大城市, 而这些大城市的房地产价值也只是占到全国房地产价值总量的一部分, 所以对全国房价没有产生显著性的影响。

2. “流动性”效应的格兰杰因果检验

由于热钱流入到房地产市场不仅会推高房价, 而且热钱流入引发的流动性也会影响房价, 即人民币升值预期具有“流动性效应”。因此, 我们在上述 VAR 模型的基础上加入 M2 的同比增速, 考察热钱

流入引发的流动性效应对房地产价格的影响。

由于 M2 为一阶单整, 将 M2 进行一阶差分转换为平稳序列, $\Delta M2$ 用表示。根据 Eviews 中提供的滞后阶数判断标准, 得出模型的滞后阶数为 2 阶。于是建立如下 VAR(2) 模型:

$$Y_t = c + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + u_t$$

$$t=1, 2, 3, \dots, T$$

变量和参数矩阵为:

$$Y_t = \begin{bmatrix} \Delta(HC)_t \\ \Delta(EX)_t \\ \Delta(M2)_t \\ (HM)_t \end{bmatrix}, \quad c = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \end{bmatrix},$$

$$\Pi_j = \begin{bmatrix} \pi_{11j} & \pi_{12j} & \pi_{13j} & \pi_{14j} \\ \pi_{21j} & \pi_{22j} & \pi_{23j} & \pi_{24j} \\ \pi_{31j} & \pi_{32j} & \pi_{33j} & \pi_{34j} \\ \pi_{41j} & \pi_{42j} & \pi_{43j} & \pi_{44j} \end{bmatrix} \quad j=1, 2,$$

$$u_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix}$$

其中, $t=1, 2, 3, \dots, T$ 。T 是样本个数。 u_t 为三维扰动向量。

基于 VAR(2) 模型检验房地产价格短期波动、人民币升值预期、热钱流入以及 M2 增速之间是否存在显著的格兰杰因果关系,检验结果如表 3 所示。

从基于 VAR(2) 模型的格兰杰因果检验结果来看:人民币升值预期是热钱流入的格兰杰原因,热钱流入是 M2 增长的格兰杰原因,人民币升值预期、热钱流入和房价短期波动三者的共同影响是

M2 增长的格兰杰原因; M2 增长是房价短期波动的格兰杰原因,人民币升值预期和热钱流入不是房地产价格短期波动的格兰杰原因,但是人民币升值预期、热钱流动和 M2 的共同影响是房价短期波动的格兰杰原因。由此可以看出,人民币升值预期引发热钱流入而造成的流动性对房价的短期影响是存在的。本文所描述的人民币升值预期作用于房价的“流动性效应”得到了实证的支持。

表 3 基于 VAR(2) 模型的格兰杰因果检验

	原假设	χ^2 统计量	自由度	P 值
升值预期方程	房价短期波动不是升值预期的格兰杰原因	3.599837	2	0.1653
	热钱流入不是升值预期的格兰杰原因	6.603005	2	0.0368 **
	M2 增长不是升值预期的格兰杰原因	3.429442	2	0.1800
	房价短期波动、热钱流入和 M2 增长不同是升值预期的格兰杰原因	14.21872	6	0.0273 **
房价短期波动趋势方程	升值预期不是房价短期波动的格兰杰原因	0.983145	2	0.6117
	热钱流入不是房价短期波动的格兰杰原因	3.657571	2	0.1606
	M2 增长不是房价短期波动的格兰杰原因	9.919716	2	0.0070 **
	升值预期、热钱流入和 M2 增长不同是房价短期波动的格兰杰原因	12.69887	6	0.0481 **
热钱方程	升值预期不是热钱流入的格兰杰原因	7.252254	2	0.0266 **
	房价短期波动不是热钱流入的格兰杰原因	2.873866	2	0.2377
	M2 增长不是热钱流入的格兰杰原因	1.446527	2	0.4852
	升值预期、房价短期波动和 M2 增长不同是热钱流入的格兰杰原因	13.70322	6	0.0331 **
M2 方程	升值预期不是 M2 增长的格兰杰原因	2.776717	2	0.2495
	热钱流入不是 M2 增长的格兰杰原因	15.19585	2	0.0005 ***
	房价短期波动不是 M2 增长的格兰杰原因	0.731838	2	0.6936
	升值预期、热钱流入和房价短期波动不是 M2 增长的格兰杰原因	15.47720	6	0.0169 **

(四) 长期效应“结构性”效应分析

EX 和 H 都是服从 I(1) 的非平稳序列,我们可以通过协整检验来考察两者在长期是否存在均衡稳定的关系;若存在协整关系则可通过格兰杰因果检验,进一步分析二者之间的因果关系。根据前面理论的分析,通过格兰杰因果关系的方向能够区分“结构性效应”中的财富效应和巴拉萨-萨缪尔森效应:如果房价是人民币升值预期的格兰杰原因,则巴拉萨-萨缪尔森效应存在;如果人民币升值预期是房价的格兰杰原因,则财富效应存在。

本文通过 Johansen 协整检验考察房价与汇率预期之间是否存在长期稳定的协整关系,具体的模型设定如下:

$$\Delta X_t = c + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} - \beta \cdot \alpha X_{t-1} + v_t$$

其中 X_t 是由房地产销售价格指数与人民币升值预期构成的 2×1 矩阵; α 是协整向量,表示变量之间的长期均衡关系; β 是调整系数矩阵,表示变量受到外部冲击以后向均衡水平收敛的调房整速度。为了确定模型的滞后阶数 p ,我们首先利用原始数据估算水平 VAR,此时 Eviews6.0 中的最佳滞后阶数判断准则都支持滞后 7 阶为最优选择。在进行 Johansen 协整检验时,检验结果对滞后阶数的选择具有很大的敏感性。一方面如果滞后阶数太小,则误差项的自相关会很严重。另一方面,滞后阶数太大将会导致自由度太小,直接影响模型参数估计量的有效性。选择 7 阶滞后虽然会降

低模型的自由度,但是在双变量和 56 个观测值的情况下,我们认为模型的自由度尚不影响参数估计的有效性。在模型设定上,一般认为 Eviews 中所提供的第一个模型和第五个模型可不考虑:第一个模型一般不符合实际,第五个模型的研究仍不全面。因此,我们分别用其余三个模型进行协整检验,结果如表 4 和表 5 所示。

表 4 Johansen 协整检验结果

检验模型	H_0	迹检验		最大特征值检验	
		统计量	概率	最大特征值统计量	概率
模型二	γ	27.06492	0.0049***	23.90376	0.0022***
	$\gamma < 1$	3.161154	0.5511	3.161154	0.5511
模型三	γ	25.63191	0.0011***	23.07871	0.0016***
	$\gamma < 1$	2.553197	0.1101	2.553197	0.1101
模型四	γ	29.89039	0.0149**	25.55633	0.0056***
	$\gamma < 1$	4.334055	0.6934	4.334055	0.6934

表 5 Johansen 协整检验结果

检验方法和模型		模型二	模型三	模型四
迹检验	1% 显著性水平	1	1	0
	5% 显著性水平	1	1	1
最大特征根检验	1% 显著性水平	1	1	1
	5% 显著性水平	1	1	1

从检验结果可以看出,在 5% 的显著性水平下,迹检验和最大特征根检验显示在三个模型的假设下均存在 1 个协整关系,我们可以认为房价和人民币升值预期存在协整关系。具体的协整方程如下:

$$H = 0.0341 + 0.0724 * EX$$

可以看出,人民币升值预期上升 1000 个基点(2005 年 7 月至 2010 年 2 月,人民币升值预期增幅均值为 2671 个基点),房价环比增长 0.7% (房价的环比增长率均值为 5.34%)。

在房价和人民币升值预期存在协整的情况下,可进一步通过格兰杰因果检验考察二者之间的因果关系,其结果如表 6 所示。结果显示,房价非人民币升值预期的格兰杰原因,但是人民币升值预期是房价的格兰杰原因。

表 6 房地产价格和人民币升值预期的格兰杰因果检验

原假设	F 统计量	P 值
房价不是人民币升值预期的格兰杰原因	0.37875	0.9238
人民币升值预期不是房价的格兰杰原因	2.80315	0.0185**

综合来看,人民币升值预期对房价的影响系数并不是很大,但是人民币升值预期和房价之间确实存在着长期稳定的关系。另外,人民币升值预期是影响房地产价格的格兰杰原因,这表明,“结构性效应”中的财富效用确实是存在的。但是,房地产价格并不是影响人民币升值预期的格兰杰原因,这不符合“结构性效应”中的巴拉萨效应-萨缪尔森效应显示的两者的影响方向。其原因可能是:本文选取的时间段较短,而且在本文考察的时间段内,房地产价格受劳动力成本的影响较小,而受土地价格、货币存量以及居民收入等因素的影响较大。因此,这一阶段中巴拉萨-萨缪尔森效应并不明显。

五、总结

本文从人民币升值预期对房价的短期影响和长期影响出发,利用 HP 滤波从房价增长率中分解出房价的短期波动趋势,之后利用格兰杰因果检验和协整检验验证了人民币升值预期对房价的短期影响和长期影响。从实证检验的结果来看,人民币升值预期对房价的短期影响渠道中,“资本流动效应”是不存在的,而热钱流入引起的流动性导致了房价的上涨,即“流动性效应”是存在的。同时,人民币升值预期对房价影响的“结构性效应”是存在的,这种结构性效应体现为财富效应,而不是巴拉萨-萨缪尔森效应。具体而言,以上结论可以进一步诠释为三个方面:

1. 人民币升值预期引起了热钱流入,但是热钱流入的直接效应(即流入的热钱直接投向房地产)对房地产价格造成的影响并不存在。这可能由于热钱流入主要集中在主要的大城市,如北京、上海等,而且同我国的房地产价值总量相比较,热钱流入的规模还是偏小,很难显著影响全国的房地产价格。

2. 人民币升值预期导致了热钱流入,通过央行在外汇市场的操作导致基础货币供应增加,再经过货币乘数效应造成流动性过剩,触发房地产

价格的高涨。因此,针对人民币升值预期导致的热钱流入,央行应维持资本项目的有序开放,适度保持对外汇市场的干预和货币冲销,防止国内流动性过剩,避免房地产市场泡沫。

3. 从长期来看,人民币升值预期通过财富效应影响了房地产价格的长期走势。人民币升值预

期上升 1000 个基点,房地产价格大约环比增长 0.7%。而巴拉萨-萨缪尔森并未体现在两者关系中。因此,本文间接地对房地产部门中的巴拉萨-萨缪尔森效应做出了否定的回答。当然,更严谨地对这一命题进行验证需要基于更长时间序列的实证检验。

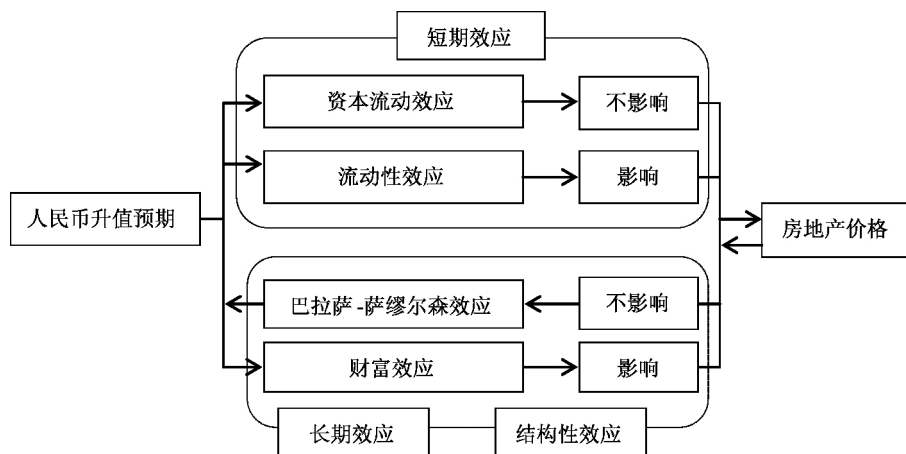


图 7 人民币升值预期与房地产价格的关系

参考文献:

- [1] Rudiger Dornbusch, Stanley Fischer. Exchange Rates and the Rurrent Account [J]. The American Economic Review, 1980 (5): 960-971.
- [2] J. Savage, J. S. Kerr, S. Topliss. The Private Residential Rental Market in New Zealand [Z]. Research Monograph #50, Wellington, N. Z. Institute of Economic Research, 1989.
- [3] O'Donovanand, B. D. Rae. The Determinants of House Prices in New Zealand: An Aggregate and Regional Analysis [J]. New Zealand Economic Papers, 1997 (2): 175-198.
- [4] Grimes A, S. Kerr, A Aitken. Housing and Economic Adjustment [Z]. Motu Working Paper #03-091, 2003.
- [5] Feng Guo, Ying Sophie Huang. Does "Hot Money" Drive China's Real Estate and Etock Markets [J]. International Review of Economics and Finance 2010 (19): 452-466.
- [6] E. Han Kim, Vijay Singal. Stock Market Openings: Experience of Emerging Economies [J]. Journal of Business, 2000, (1): 25-66.
- [7] Paul Conway, Richard Franulovich. Explaining the NZ-Australian Exchange Rate [Z]. Westpac Institutional Bank Occasional Paper 2002.
- [8] Grimes A, Holmes F, Bowden. An ANZAC Dollar? Currency Union and Business Development [M]. Wellington, Institute for Policy Studies 2000.

- [9] 朱孟楠, 刘林. 短期国际资本流动、汇率与资产价格 [J]. 财贸经济, 2010 (5): 5-13.
- [10] 朱孟楠, 刘林, 倪玉娟. 人民币汇率与我国房地产价格——基于 Markov 区制转换 VAR 模型的实证研究 [J]. 金融研究, 2011 (5): 58-71.
- [11] 杜敏杰, 刘霞辉. 人民币升值预期与房地产价格变动 [J]. 世界经济, 2007 (1): 81-88.
- [12] 赵文胜, 张屹山, 赵杨. 人民币升值、热钱流入与房价的关系 [J]. 世界经济研究, 2011 (1): 15-26.
- [13] 张斌. 人民币升值预期、短期资本流动及其影响 [J]. 国际金融, 2010 (4): 55-60.
- [14] 刘建江, 匡树岑. 人民币升值的财富效应研究 [J]. 世界经济研究, 2011 (4): 15-19.
- [15] 王爱俭, 沈庆劫. 人民币汇率与房地产价格的关联性研究 [J]. 金融研究, 2007 (6): 13-22.
- [16] 张斌. 预期、资产价格与总需求——一个简明的理论框架 [J]. 经济学季刊, 2012 (3): 893-908.
- [17] Ben S. Bernanke, Alan S. Blinder. Is It Money or Credit or Both or Neither? Credit, Money, and Aggregate demand [J]. American Economic Review, 1988 (2): 435-459.
- [18] 汪涛, 胡志鹏. 中国货币政策手册(第二版) [Z]. 北京: 瑞银证券亚洲有限公司, 2011.

(本文责编: 瑞源)